

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Wilhelm Lorenz, Joachim Wagner

Tätigkeit im erlernten Beruf,
Betriebszugehörigkeitsdauer und Arbeitseinkommen

22. Jg./1989

4

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin,
Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Tätigkeit im erlernten Beruf, Betriebszugehörigkeitsdauer und Arbeitseinkommen

Eine ökonomische Untersuchung mit Individualdaten für das Bundesland Bremen und ein metallverarbeitendes Unternehmen in Hessen

Wilhelm Lorenz, Joachim Wagner, Hannover*)

Schulbildung, Berufsausbildung und Berufserfahrung wirken sich im allgemeinen positiv auf das Arbeitseinkommen aus. Umstritten ist hierbei, wie formelle und informelle Ausbildung ihre Lohneffekte entfalten.

In diesem Beitrag wird mit Hilfe eines betrieblichen und eines regional abgegrenzten Individualdatensatzes versucht, dieser Frage nachzugehen. Dabei wird unterschieden zwischen Personen, die in ihrem Ausbildungsberuf tätig sind, und solchen, die nicht mehr im Ausbildungsberuf arbeiten. So kann herausgearbeitet werden, ob sich eine Berufsausbildung grundsätzlich oder nur dann bezahlt macht, wenn sie der ausgeübten Tätigkeit entspricht. Ferner wird der Frage nachgegangen, wie sich die Entlohnung von ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat eingesetzten Beschäftigten mit zunehmender Betriebszugehörigkeitsdauer entwickelt.

Während sich für die nicht ausbildungsadäquat Beschäftigten ein mit der Dauer der Beschäftigung im Betrieb steigendes Lohnprofil zeigt, ist dies für im Ausbildungsberuf verbleibende nicht der Fall. Allerdings starten ausbildungsadäquat Tätige ihre Beschäftigung im Betrieb mit einem höheren Einkommen. Die Frage, ob sich ein ausbildungsadäquater Einsatz im Betrieb grundsätzlich bezahlt macht, läßt sich mit den vorliegenden Datensätzen nicht eindeutig klären, denn ein ceteris paribus das Einkommen erhöhender Einfluß einer Tätigkeit im erlernten Beruf ist nicht festzustellen. Dies kann allerdings auch darauf zurückzuführen sein, daß „Aufsteiger“ (z. B. ein gelernter Maschinenschlosser, der als technischer Angestellter mit Kontrollaufgaben tätig ist) in unserem Sinne nicht in ihrem Ausbildungsberuf beschäftigt sind.

Gliederung

1. Einleitung
2. Humankapital, Tätigkeit im erlernten Beruf und Betriebszugehörigkeitsdauer als Determinanten der Lohngruppe: Ergebnisse auf Basis eines Firmendatensatzes
3. Humankapital, Tätigkeit im erlernten Beruf und Betriebszugehörigkeitsdauer als Determinanten des Arbeitseinkommens: Ergebnisse auf der Basis eines Datensatzes aus dem Bundesland Bremen
4. Fazit

1. Einleitung

Bestimmungsgründe der Höhe des Arbeitseinkommens sind seit langer Zeit Gegenstand theoretischer und empirischer Untersuchungen. Bei der ökonomischen Überprüfung theoretisch begründeter Hypothesen werden heute zumeist Einkommensfunktionen verwendet, in denen das Arbeitseinkommen durch Merkmale wie Schulbildung,

Berufserfahrung oder Betriebszugehörigkeitsdauer erklärt wird (vgl. Lorenz/Wagner 1988a). Diese Einkommensfunktionen werden auf der Basis umfangreicher Individualdatensätze geschätzt. In neueren auf die Bundesrepublik Deutschland bezogenen empirischen Untersuchungen hierzu stehen neben ökonomisch-methodischen Problemen und Fragen der Modellspezifikation (vgl. Wagner/Lorenz 1988a, Helberger 1988) einerseits die Kontrolle des Einflusses unbeobachtbarer individuenspezifischer Größen wie „Fähigkeiten“ mit Hilfe von Paneldaten (vgl. Wagner/Lorenz 1989) und andererseits die Analyse von Unterschieden bei der Bestimmung des Arbeitseinkommens zwischen Regionen (vgl. Gerlach/Kehlbeck 1988, Lorenz/Wagner 1988b), Sektoren (vgl. Hübler/Gerlach 1988) und Berufen (vgl. Hübler/Gerlach 1989) im Mittelpunkt. Diese Arbeiten haben u. a. deutlich gemacht, daß regionale, sektorale und berufliche Besonderheiten – auch wenn sie nicht immer schlüssig theoretisch erklärt werden können – bei Analysen zu Bestimmungsgründen des Arbeitseinkommens nicht vernachlässigt werden sollten, da ihre Kontrolle die Ergebnisse – etwa zur Höhe der Ertragsrate auf Schulbildung – beeinflußt.

Bei der Umsetzung dieser Forderung in die „ökonomische Praxis“ gerät man jedoch schnell in ein Dilemma: Getrennte Schätzung von Einkommensfunktionen mit regional *und* sektoral *und* beruflich eng abgegrenzten Stichproben, die die Basis für einen interregionalen, intersektoralen und interprofessionellen Koeffizientenvergleich liefern, sind auf der Basis allgemein zugänglicher Individualdatensätze wegen der dann sehr kleinen Fallzahlen nicht möglich. Einkommensfunktionsschätzungen auf der Basis repräsentativer Datensätze für die Bundesrepublik erlauben daher heute die gleichzeitige adäquate Kontrolle regionaler, sektoraler und beruflicher Einflüsse nicht. Auf der anderen Seite liegen Datensätze vor, die *implizit* für jeweils

*) Dr. Wilhelm Lorenz und Dr. Joachim Wagner arbeiten als Hochschulassistenten im Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung am Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

Die Untersuchung entstand im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft geförderten Projekts „Langfristige Beschäftigung“. Wir danken Prof. Dr. J. Siegrist, Universität Marburg, für die Erlaubnis zur Nutzung des Firmendatensatzes, Dipl.-Soz. R. Peter, Universität Marburg, für seine Unterstützung bei der Aufbereitung dieser Daten für unsere Zwecke und der Zentralen wissenschaftlichen Einrichtung „Arbeit und Betrieb“, Bremen, für die Überlassung des Datensatzes BREMEN. Unser Dank gilt ferner Lutz Bellmann, Jörg Breitung, Knut Gerlach, Olaf Hübler und Helmut Rudolph für wertvolle Hinweise zu einer früheren Fassung.

einen Teil der genannten Einflüsse kontrollieren, indem sie z. B. auf eine Region oder eine Berufsgruppe beschränkt sind. Aussagen auf der Basis solcher Datensätze können nicht den Anspruch erheben, repräsentativ für die Bestimmungsgründe der Arbeitseinkommen in der Bundesrepublik zu sein. Sie erlauben es aber, aus vorliegenden Schätzungen bekannte „stylized facts“ wie etwa den typischen Verlauf eines Alters-Einkommens-Profiles auf ihre Gültigkeit bei Kontrolle der genannten Faktoren zu überprüfen - wobei man sich allerdings des Fallstudiencharakters solcher Untersuchungen bewußt sein sollte.

Dieser Beitrag nutzt zwei Datensätze. Bei dem ersten Datensatz (BETRIEB) handelt es sich um (vollständig vorliegende und um Unplausibilitäten bereinigte) Angaben für 285 männliche Beschäftigte aus drei Werken eines metallverarbeitenden Unternehmens in Hessen – damit wird implizit für die Region, die Branche, das Unternehmen und in gewissem Sinne auch die Berufe kontrolliert (da nur ein kleiner Ausschnitt aller Berufe und hauptsächlich solche mit metallverarbeitenden Tätigkeiten enthalten sind). Auf detaillierte Angaben zu diesem Datensatz verzichten wir bewußt, um die zugesicherte Vertraulichkeit der Daten nicht zu gefährden.

Bei dem zweiten Datensatz (BREMEN) handelt es sich um eine 1981 im Bundesland Bremen erhobene repräsentative Stichprobe unter den abhängig beschäftigten Erwerbstätigen. Von den insgesamt vertretenen 5470 Personen lagen für 2241 vollzeiterwerbstätige deutsche Männer für alle hier verwendeten Variablen plausible Angaben vor (für eine detaillierte Beschreibung des Datensatzes BREMEN vgl. Pfau 1986, 127-219).

Mit beiden Datensätzen werden in den Abschnitten 2 und 3 Einkommensfunktionen geschätzt, wobei als eine Besonderheit für die Einflüsse einer ausgeübten bzw. nicht-ausgeübten berufsausbildungsadäquaten Tätigkeit kontrolliert wird. Dementsprechend konzentriert sich die Diskussion auf Unterschiede in den Entlohnungsstrukturen zwischen ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat beschäftigten Arbeitskräften. Den Abschluß bildet ein Fazit in Abschnitt 4.

2. Humankapital, Tätigkeit im erlernten Beruf und Betriebszugehörigkeitsdauer als Determinanten der Lohngruppe: Ergebnisse auf Basis eines Firmendatensatzes

Einkommensfunktionen setzen üblicherweise das logarithmierte Arbeitseinkommen linear zu Einflußgrößen wie Schulbildung, Berufserfahrung oder Geschlecht in Beziehung; die mit der gewöhnlichen Methode der Kleinsten Quadrate (OLS) geschätzten Regressionskoeffizienten können dann – direkt bzw. im Fall von Dummy-Variablen nach einfacher Umrechnung – als Ertragsraten interpretiert werden.

Der hier verwendete Firmendatensatz weist nun u. a. die Besonderheit auf, daß die Einkommensangabe nur in Form von Lohngruppen verfügbar ist. Den Lohngruppen 4, 5, 6, 7 und 8 – nur diese sind enthalten – entspricht hierbei ein Satz in Höhe von 89, 94, 100, 111 bzw. 120 v.H. des Ecklohnes. Diese Prozentangaben (LOHNPROZ), die man als Lineartransformation des um Zulagen, Überstun-

¹⁾ Eine Verwendung des Ordered-Probit-Verfahrens mit den Lohngruppen 4 bis 8 als endogener Variable war wegen rechentechnischer Probleme nicht möglich.

den und Sondervergütungen bereinigten Arbeitseinkommens auffassen kann, dienen im folgenden als abhängige Variable. Da sie in ihrem Wertebereich auf das Intervall von 89 bis 120 beschränkt sind, wobei die Randgruppen relativ stark besetzt sind (vgl. Tabelle 1), würde eine OLS-Schätzung der Einkommensfunktion verzerrte und inkonsistente Schätzungen liefern (vgl. Amemiya 1984, 10). Hier wird daher ein von Rosett und Nelson (1975) beschriebenes „Two-Limit-Tobit ML“ Verfahren zur Schätzung verwendet¹⁾, wobei die geschätzten Koeffizienten der Variablen wie in einer mit der einfachen Methode der Kleinsten Quadrate ermittelten Regressionsgleichung interpretiert werden können.

Zunächst werden mit Daten für alle 285 Personen des Samples Einkommensfunktionen geschätzt, die sukzessive aufeinander aufbauen und folgende Humankapitalvariablen verwenden:

- *Schulbildung* (in Form von Dummies für Personen ohne Schulabschluß [SOHNE] bzw. mit mittlerer Reife/Abitur [MITTELAB]; die Standardgruppe bilden Personen mit Volksschulabschluß [VOLKSSCH]) in Modell 1,
- *Berufsausbildung* (in Form von Dummies für abgeschlossene LEHRE bzw. MEISTER-Prüfung; Standardgruppe sind Personen ohne Berufsausbildung [BOHNE]) in Modell 2,
- *Berufserfahrung* (gemessen in Jahren [EXP] bzw. als quadrierte Größe [EXP2]) in Modell 3 und
- *Dauer der Betriebszugehörigkeit* (gemessen in Jahren [TENURE]) in Modell 4.

Einen ersten Einblick in die im Unternehmen vorliegenden Lohn- und Qualifikationsstrukturen liefert Tabelle 1.

Die Gegenüberstellung von individuellen Charakteristiken und Lohngruppenzugehörigkeit zeigt mehr oder weniger die erwarteten Muster: Ein Zusammenhang zwischen Berufserfahrung und Lohngruppenzugehörigkeit ist nicht besonders deutlich. Bei der Betriebszugehörigkeitsdauer zeigt sich, daß sich Personen mit relativ kurzer Betriebszugehörigkeit eher in den unteren Lohngruppen befinden als Personen, die schon länger als 10 Jahre im Betrieb beschäftigt sind. Die Schul- und Berufsausbildungsvariablen zeigen recht deutlich, daß mit besserer Ausbildung tendenziell eine höhere Eingruppierung einhergeht.

Tabelle 1: Zur Lohn- und Beschäftigungsstruktur in der Stichprobe BETRIEB (N=285)

| | | LOHNPROZ | | | | | Mittelwert |
|----------|-------|----------|----|-----|-----|-----|------------|
| | | 89 | 94 | 100 | 111 | 120 | |
| EXP | 0-14 | 4 | 4 | 2 | 11 | 1 | 29.94 |
| | 15-29 | 24 | 21 | 4 | 41 | 10 | |
| | ≥ 30 | 19 | 36 | 5 | 61 | 42 | |
| TENURE | 0-9 | 18 | 11 | 2 | 19 | 6 | 21.29 |
| | 10-19 | 10 | 11 | 2 | 36 | 8 | |
| | ≥ 20 | 19 | 39 | 7 | 58 | 39 | |
| SOHNE | = 1 | 1 | 4 | 0 | 3 | 1 | 0.03 |
| VOLKSSCH | = 1 | 44 | 54 | 11 | 102 | 38 | 0.87 |
| MITTELAB | = 1 | 2 | 3 | 0 | 8 | 14 | 0.09 |
| BOHNE | = 1 | 19 | 18 | 2 | 10 | 8 | 0.20 |
| LEHRE | = 1 | 28 | 42 | 9 | 102 | 29 | 0.74 |
| MEISTER | = 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 16 | 0.06 |

Genaueren Aufschluß über die partiellen Einflüsse einzelner Variablen liefert jedoch erst die multivariate Analyse. Die Ergebnisse der Schätzungen von Einkommensfunktionen sind in Tabelle 2 wiedergegeben. Wie erwartet, zählt sich ein höherer Bildungsabschluß ebenso aus wie eine abgeschlossene Lehre bzw. Meisterprüfung, wogegen ein fehlender Volksschulabschluß gegenüber der Standardgruppe mit diesem Abschluß nicht *ceteris paribus* „bestraft“ wird. Überraschend ist, daß von zunehmender Berufserfahrung kein signifikant positiver Einfluß auf die Höhe der Lohngruppe ausgeübt wird, wengleich die Kreuztabelle ihn hätte erwarten lassen – das aus Schätzungen für die Gesamtwirtschaft gewohnte Muster eines signifikant positiven Einflusses von EXP bei negativem Einfluß von EXP2 geht verloren (vgl. für die Bundesrepublik z. B. die Schätzungen auf Basis von fünf Datensätzen in Wagner/Lorenz 1988a). Dasselbe gilt für die Dauer der Betriebszugehörigkeit. Im Gegensatz zu unseren Befunden erhält Brüderl (1988) mit Daten für Beschäftigte im „Südwerk“ Hinweise auf einen mit Dauer der Betriebszugehörigkeit steigenden Durchschnittslohn; in den von ihm mit verschiedenen Ansätzen auf Basis dieser Firmendaten geschätzten Einkommensfunktionen haben Tenure und Experience (EXP) ein signifikantes positives, EXP2 hat ein signifikantes negatives Vorzeichen.

Der positive Einfluß von Schulbildung und Berufsausbildung auf die Höhe der Entlohnung wird aus der Sicht des Arbeitgebers üblicherweise damit erklärt, daß besser ausgebildete Arbeitskräfte eine höhere Produktivität aufweisen. Dies setzt jedoch (zumindest im Sinne der Humankapitaltheorie) voraus, daß sie auch ausbildungsadäquat beschäftigt werden – warum sollte ein habilitierter Volkswirt ein produktiverer Bauhilfsarbeiter sein als jemand ohne Volksschulabschluß? Wäre nicht sogar eher zu vermuten, daß seine Produktivität als Bauhilfsarbeiter vergleichsweise geringer ist (vgl. hierzu Ehrenberg/Smith 1988, 317f.)? Andererseits ist der Zusammenhang zwischen Ausbildung und Produktivität oft nicht sehr eng, und erworbene Zertifikate sagen dann eher etwas über allgemeine Eigenschaften ihrer Inhaber (Durchhaltevermögen, Anpassungsbereitschaft) als über produktive Fähigkeiten im engeren Sinne aus. Ein Mittelschulabschluß oder ein Gesellenbrief stellt dann ein „Signal“ dar, das etwas über die „Güte“ einer Arbeitskraft aussagt – unabhängig vom jeweiligen spezifischen Kontext der Tätigkeit und der tatsächlichen Auswirkungen des Gelernten auf die Produktivität.

Dies ist der zentrale Gedanke der „Screening-“ oder „Signaling-Theorie“ (Spence 1973; als Überblick vgl. Möhle 1982). Sie unterbricht die humankapitaltheoretische

Tabelle 2: Ergebnisse von Einkommensfunktionsschätzungen (Verfahren: Two-Limit TOBIT ML; endogene Variable: LOHNPROZ)

| Modell | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|--------------------|
| Exogene Variable | | | | | | | |
| Konstante | $\hat{\beta}$ t | 104.09 98.66** | 96.37 50.41** | 90.09 12.46** | 92.03 12.47** | 81.67 24.86** | 108.294 44.91** |
| SOHNE | $\hat{\beta}$ t | -2.444 .39 | .629 .12 | .598 .11 | .255 .04 | -0.493 .35 | -3.227 .38 |
| MITTELAB | $\hat{\beta}$ t | 13.79 4.34** | 10.604 3.50** | 8.723 3.73** | 11.001 3.66** | 15.062 3.60** | 4.914 1.79 |
| LEHRE | $\hat{\beta}$ t | | 8.229 3.71** | 8.723 4.01** | 8.800 4.09** | | |
| MEISTER | $\hat{\beta}$ t | | 36.779 7.04** | 35.829 6.99** | 36.545 6.49** | | |
| EXP | $\hat{\beta}$ t | | | -.20 .04 | -.315 .59 | | |
| EXP2 | $\hat{\beta}$ t | | | .006 .77 | .008 1.00 | | |
| TENURE | $\hat{\beta}$ t | | | | .216 1.80 | .795 6.36** | .013 .13 |
| ADÄQUAT | $\hat{\beta}$ t | | | | | 26.648 6.18** | |
| ADÄQUAT * SOHNE | $\hat{\beta}$ t | | | | | -2.967 .17 | |
| ADÄQUAT * MITTELAB | $\hat{\beta}$ t | | | | | -9.999 1.92 | |
| ADÄQUAT * TENURE | $\hat{\beta}$ t | | | | | -.780 4.64** | |
| Log-Likelihood | | -877.01 | -851.41 | -842.84 | -841.40 | -645.83 | -442.66 |
| Fallzahl | | 285 | 285 | 285 | 285 | 210 | 136 |

Log-Likelihood des Modells 0 (nur mit Konstante): -884.89

Kette „Ausbildung-Produktivität-Einkommen“ zwischen Ausbildung und Produktivität. Die beobachtbare positive Korrelation zwischen Ausbildung und Einkommen wird im Rahmen dieser Theorie über den folgenden Gedankengang begründet:

Nehmen wir an, alle Arbeitskräfte lassen sich von vornherein in die Gruppen der Produktiveren und der Unproduktiveren einteilen. Bei unzureichender Transparenz und Voraussicht ist es für die Beschäftiger bei der Einstellungsentscheidung mit Informationskosten verbunden, herauszufinden, welcher der beiden Gruppen eine Arbeitskraft zuzuordnen ist. Aus plausiblen Gründen können (müssen) den Produktiveren aber höhere Löhne gezahlt werden. Auf der anderen Seite ist es für die Arbeitskräfte mit Kosten verbunden (direkte Ausbildungskosten, Einkommensverzicht, Mühe der Ausbildung), ein Ausbildungszertifikat (Signal) zu erwerben. Die zentrale Annahme ist nun, daß diese Kosten für die Gruppe der Produktiveren geringer sind als für die Unproduktiveren. Der Erwerb des Signals ist aus der Sicht der Arbeitskräfte nur dann sinnvoll, wenn das Signal zukünftige Erträge erwarten läßt, die die Kosten seines Erwerbs zumindest kompensieren. Für die Unternehmen ist es daher kostenminimierend, die Signalanforderungen für gut bezahlte Jobs gerade so zu setzen, daß es sich für die Unproduktiveren nicht lohnt, das Signal zu erwerben, um einen gut bezahlten Job zu erhalten. Unternehmen, die eine falsche Signalanforderung setzen, scheiden langfristig aus dem Markt aus. Setzt ein Unternehmen z. B. die Signalanforderung zu niedrig, so werden Unproduktivere auf gut bezahlte Jobs rekrutiert und die Unternehmung erleidet Wettbewerbsnachteile im Vergleich zu solchen, die die richtige Signalthöhe gefunden haben. Langfristig pendelt sich so ein Signal ein, das die Produktiveren in die gut bezahlten und die Unproduktiveren in die schlechter bezahlten Jobs lenkt, ohne daß der Erwerb des Signals selbst mit einer produktivitätsfördernden Ausbildung verbunden sein muß.

Der vorliegende Datensatz gestattet unseres Erachtens eine vorsichtige Prüfung dieser Hypothese in Abgrenzung gegen die Humankapitaltheorie, denn es liegen Informationen darüber vor, ob eine Person „eine Tätigkeit wie gelernt“ ausübt oder nicht (ADÄQUAT = 1, wenn ja; 0 sonst). Da sich die ADÄQUAT-Frage nur für eine Person mit Berufsausbildung sinnvoll beantworten läßt, wird in Modell 5 die Stichprobe auf alle Personen eingeschränkt, die eine Lehre abgeschlossen haben.

Die Tabelle 3 vermittelt zunächst wieder einen ersten Einblick in die Lohnstrukturen für ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Arbeitskräfte, die alle über eine abgeschlossene Berufsausbildung verfügen.

Tabelle 3: Lohngruppe und ausbildungsadäquate Tätigkeit

| | LOHNPROZ | | | | |
|----------------|----------|----|-----|-----|-----|
| | 89 | 94 | 100 | 111 | 120 |
| ADÄQUAT = nein | 22 | 19 | 6 | 19 | 8 |
| ADÄQUAT = ja | 6 | 23 | 3 | 83 | 21 |

²⁾ Dies kann auch mit daran liegen, daß EXP und EXP2 in diese Schätzung nicht mehr mit aufgenommen wurden.

³⁾ Dieses Resultat könnte mit dadurch verursacht sein, daß Arbeitskräfte, die eine höhere Lohngruppe als die hier maximal erfaßte (8) erhalten, in der Stichprobe nicht enthalten sind; hierüber liegen uns jedoch keine Informationen vor.

Auf den ersten Blick scheint ein ausbildungsadäquater Einsatz mit einer höheren Lohngruppe einherzugehen. Näheren Aufschluß liefert die Betrachtung des Modells 5 in Tabelle 2, in das die durchgängig insignifikanten Berufserfahrungsvariablen nicht mehr mit aufgenommen sind. Bei der Interpretation der geschätzten Koeffizienten wird nun eine Unterscheidung in ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Personen erforderlich. Betrachtet man zunächst die letztgenannten, dann sind die Einflüsse der Adäquat-Variable und sämtlicher Interaktionsterme gleich Null. Beide Humankapitalvariablen zeigen das theoretisch erwartete Vorzeichen.

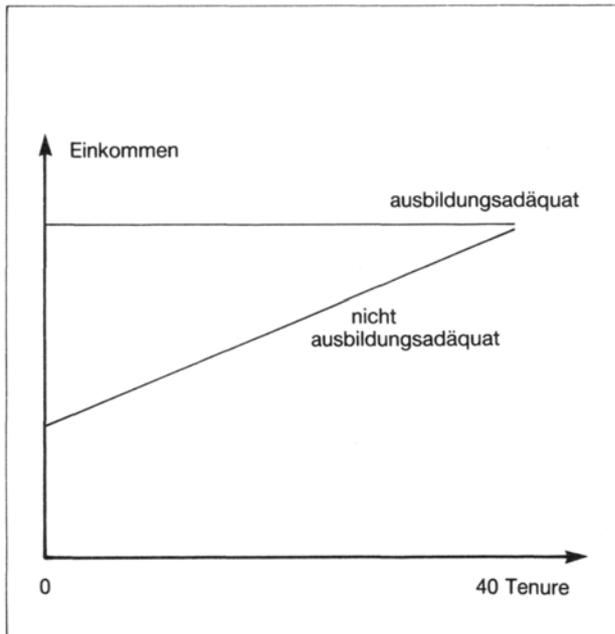
Für die ausbildungsadäquat beschäftigten Arbeitskräfte nimmt die Variable ADÄQUAT den Wert Eins an, so daß sie selbst und die Interaktionsterme bei der Interpretation berücksichtigt werden müssen. Die ausbildungsadäquate Beschäftigung zahlt sich ceteris paribus aus. Personen mit Volksschulbildung machen durch ausbildungsadäquaten Einsatz einen Einkommenssprung um knapp 27 Prozentpunkte, was einem Sprung von Lohngruppe 4 in Lohngruppe 7 oder 8 gleichkommt. Diese Feststellung reicht zwar nicht aus, das Signaling-Argument zu verwerfen, bestätigt jedoch die humankapitaltheoretische Vermutung, daß eine formale Berufsausbildung die Produktivität erhöht.

Neben der Tatsache, daß sich Bildung zu allen Zeiten und für alle Länder als einkommenserhöhend erwiesen hat - Blaug (1970, 27) nennt dies eines der wenigen „Gesetze“ der Sozialwissenschaften -, gilt das typische umgekehrt u-förmige Alters-Einkommens-Profil als gesicherte Erkenntnis (Blaug 1973, 27). Die Autoren haben in anderen Studien dieses Profil sowohl für die Bundesrepublik (Lorenz/Wagner 1988b) als auch für verschiedene andere Länder bestätigt gefunden (Wagner/Lorenz 1988b; vgl. auch Psacharopoulos 1985). In den hier nur in einer Unternehmung erhobenen Daten geht dieser typische Zusammenhang (vgl. Modelle 3 und 4) jedoch verloren, wobei aber noch einmal ausdrücklich auf den Fallstudiencharakter und die Verwendung von Querschnittsdaten hinzuweisen ist.

In Modell 5, mit dessen Hilfe sich die Einkommensentwicklung in Abhängigkeit von der Betriebszugehörigkeitsdauer verfolgen läßt, fällt zunächst im Gegensatz zu Modell 4 auf, daß die Dauer der Betriebszugehörigkeit jetzt einen stark positiven, statistisch gesicherten Einfluß auf das Einkommen ausübt²⁾, wenn man zunächst die nicht ausbildungsadäquat eingesetzten Personen betrachtet: mit jedem Jahr Betriebszugehörigkeit steigt der Lohn ceteris paribus um 0,8 Prozentpunkte, d. h. mit jeweils etwa zehn Jahren zusätzlicher Betriebszugehörigkeitsdauer erreicht eine nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Arbeitskraft die nächst höhere Lohngruppe.

Ganz anders sieht dieses Tenure-Lohnprofil für ausbildungsadäquat beschäftigte Arbeitskräfte aus. In der Summe sind die Koeffizienten der TENURE-Variable und ihres Interaktionsterms mit ADÄQUAT nahezu Null, d. h. auch mit zunehmender Beschäftigungsdauer im Betrieb wird keine höhere Lohngruppe erreicht, sondern der Einstieg in den Betrieb erfolgt sofort mit der Eingruppierung in eine hohe Lohngruppe.³⁾ Dieses Ergebnis wird durch Modell 6 bestätigt, das nur für ausbildungsadäquat beschäftigte Personen geschätzt wurde. Die TENURE-Variable bleibt hier ohne signifikanten Einfluß. In Abbildung 1 sind stilisiert die Tenure-Lohnprofile für eine ausbildungsadäquat und eine nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Arbeitskraft dargestellt.

Abbildung 1: Stilisierte Tenure-Lohnprofile für ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Arbeitnehmer



Die Ergebnisse aus dem Datensatz BETRIEB zeigen an, daß eine nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Arbeitskraft den Lohngruppenabstand im Laufe des Erwerbslebens wettmachen kann. Dabei ist zu bedenken, daß mit einem Betriebswechsel der positive Einfluß der Betriebszugehörigkeitsdauer verloren geht. Tritt also eine Person etwa erst in der Mitte des Erwerbslebens in den Betrieb ein, dann wird es ihr bei nicht ausbildungsadäquatem Einsatz nicht möglich sein, den Lohngruppenabstand zu den ausbildungsadäquat Beschäftigten bis zum Ende des Erwerbslebens aufzuholen. Theoretisch kann dieses Ergebnis wiederum mit der Humankapitaltheorie begründet werden:

Eine ausbildungsadäquat beschäftigte Person besitzt vom Zeitpunkt des Beginns der Beschäftigung an die für den Arbeitsplatz erforderliche Qualifikation und wird dementsprechend entlohnt. Nimmt hingegen eine in einem Fremd-

beruf ausgebildete Arbeitskraft einen Arbeitsplatz ein - der berühmte „Bäcker im Automobilwerk“ -, so wird die Qualifikation durch „learning by doing“ erworben und die Entlohnung steigt mit dem angesammelten jobspezifischen Humankapital (eine alternative Begründung für ein steigendes Tenure-Lohnprofil unter unvollkommener Information findet sich bei Bellmann 1986, 33ff.).

3. Humankapital, Tätigkeit im erlernten Beruf und Betriebszugehörigkeitsdauer als Determinanten des Arbeitseinkommens: Ergebnisse auf der Basis eines Datensatzes aus dem Bundesland Bremen

Abgesehen von dem Fallstudiencharakter der Untersuchung mit Individualdaten aus nur einem Unternehmen könnten die Unterschiede in den Tenure-Einkommensprofilen für ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat Beschäftigte infolge eines Stichprobenauswahlfehlers zustande gekommen sein, denn im Datensatz BETRIEB sind keine Individuen mit einer Lohngruppe größer als 8 enthalten. Eine Möglichkeit, dieses Ergebnis zu überprüfen, besteht in der Untersuchung eines zweiten Samples, für das dieser Bias von vornherein ausgeschlossen werden kann.

Ein wesentlicher Unterschied zu dem Betriebsdatensatz liegt im Sample BREMEN darin, daß anstelle der Lohngruppen Informationen über das Nettoeinkommen der Beschäftigten vorliegen. Die Variable Schulbildung kann hier exakter gefaßt werden und ist operationalisiert als Zahl der Jahre, die zur Erzielung eines formalen Abschlusses in der Regel erforderlich sind. Die Operationalisierung der Variablen Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer entspricht der in Abschnitt 2. Zusätzlich aufgenommen wurden die Variablen Überstunden (in Stunden) und Betriebsgröße (Zahl der Beschäftigten). Daß für letztere in Abschnitt 2. nicht kontrolliert werden mußte, liegt auf der Hand. Für die Zahl der Überstunden wurde dort nicht kontrolliert, da eine plausible Hypothese der Beeinflussung der Lohngruppe durch die Arbeitszeit fehlt. Die hier als logarithmiertes Nettoeinkommen operationalisierte endogene Variable wird dagegen offensichtlich durch die Zahl der geleisteten Überstunden beeinflusst.

Tabelle 4: Zur Struktur im Datensatz BREMEN (N = 2241) [Angaben in %]

| Variable | Klasseneinteilung | | | | | Mittelwert |
|--|-------------------|-----------|-----------|-----------|--------|------------|
| | 10 | 60 | 300 | 750 | 1500 | |
| Durchschnittliche Betriebsgröße (Personen) | 10 | 60 | 300 | 750 | 1500 | 677.14 |
| ADÄQUAT 1 = 0 | 46 | 48 | 56 | 60 | 63 | |
| ADÄQUAT 1 = 1 | 54 | 52 | 44 | 40 | 37 | |
| Berufserfahrung (Jahre) | 0-9 | 10-19 | 20-29 | 30-39 | > 39 | 24.16 |
| ADÄQUAT 1 = 0 | 25 | 50 | 63 | 66 | 64 | |
| ADÄQUAT 1 = 1 | 75 | 50 | 37 | 34 | 36 | |
| Betriebszugehörigkeitsdauer (Jahre) | 0-9 | 10-19 | 20-29 | 30-39 | > 39 | 11.97 |
| ADÄQUAT 1 = 0 | 56 | 59 | 56 | 45 | 47 | |
| ADÄQUAT 1 = 1 | 44 | 41 | 44 | 55 | 53 | |
| Nettoeinkommen (DM) | < 1500 | 1500-1999 | 2000-2499 | 2500-2999 | > 2999 | 2280.37 |
| ADÄQUAT 1 = 0 | 36 | 52 | 59 | 62 | 73 | |
| ADÄQUAT 1 = 1 | 64 | 48 | 41 | 38 | 27 | |

Im Datensatz BREMEN stehen zwei Variablen zur Abbildung einer ausbildungsadäquaten Beschäftigung zur Verfügung. Bei der ersten handelt es sich um die subjektive Einschätzung der Befragten, ob die derzeitige Tätigkeit ihrem Ausbildungsberuf entspricht (Dummy ADÄQUAT 1, 1 = ja). Diese Variable entspricht der im Datensatz BETRIEB. Die zweite Variable ist ebenfalls als Dummy (ADÄQUAT 2) angelegt. Dieser nimmt den Wert 1 an, wenn die Berufsordnungsnummer des derzeitigen Berufs der des Ausbildungsberufes entspricht. In dem Datensatz, der auf solche Personen beschränkt wurde, die über eine abgeschlossene Lehre verfügen, zeigt sich allerdings, daß es bei den beiden Variablen zu nicht unerheblichen Unterschieden kommt. Während von den 2241 Personen 978 meinen, sie wären noch (oder wieder) in ihrem Ausbildungsberuf tätig, stimmen die Berufsordnungsnummern nur für 632 Personen überein. Tabelle 4 liefert einen Überblick über die Struktur des Datensatzes BREMEN.

Daß der Anteil der ausbildungsadäquat Beschäftigten mit der Berufserfahrung (bzw. Betriebszugehörigkeitsdauer) abnimmt, könnte darauf zurückzuführen sein, daß die Wahrscheinlichkeit eines vorangegangenen Berufswechsels mit dem Alter zunimmt. Bei der Einteilung nach Betriebsgröße könnte man vermuten, daß sich unter den kleinen Betrieben eher Handwerksbetriebe befinden, in denen eine ausbildungsadäquate Beschäftigung wahrscheinlicher sein dürfte als im industriellen Großbetrieb. Ganz im Gegensatz zum Betriebsample zeigt sich hier eine stärkere Konzentration von nicht-ausbildungsadäquat Beschäftigten in den hohen Einkommensklassen. Eine mögliche Erklärung wäre, daß sich gerade jene Personen in Großbetrieben wiederfinden, die die Älteren sind oder die eine längere Betriebszugehörigkeitsdauer aufweisen, da mit diesen drei genannten Faktoren das Einkommen positiv korreliert sein wird. Einen genaueren Aufschluß kann wiederum nur die multivariate Analyse geben. Tabelle 5 zeigt die entsprechenden Ergebnisse.

Als Referenz dient eine Schätzung der Einkommensfunktion ohne ADÄQUAT-Variablen (Modell 0). Wie nicht anders zu erwarten war, zeigt sich im Gegensatz zum Betriebsdatensatz ein ausgeprägtes umgekehrt u-förmiges Alters-Einkommens-Profil. Alle Variablen – bis auf die Betriebsgröße – haben einen signifikanten und der Richtung nach erwarteten Einfluß auf das logarithmierte Nettoeinkommen. F-Tests zeigen, daß auf einem Signifikanzniveau von 0.01 die beiden Modelle mit ADÄQUAT-Variablen dem Modell 0 vorzuziehen sind (3.54 bzw. 5.45 gegenüber $F_{7,2227}^{theor.} = 2.64$).

Das umgekehrt u-förmige Alters-Einkommens-Profil gilt nach Modell 1 und 2 sowohl für ausbildungsadäquat als auch für nicht ausbildungsadäquat Beschäftigte. Das interessante Ergebnis ist, daß sich bezüglich der Betriebszugehörigkeitsdauer das Betriebsdatensatz-Ergebnis erhärtet. Während nicht-ausbildungsadäquat Beschäftigte je Jahr Betriebszugehörigkeit c.p. einen Lohnanstieg von 0,4% verzeichnen können, gilt für ausbildungsadäquat Beschäftigte ein Anstieg von lediglich 0,1% (0.004 – 0.003).⁴⁾ Bei einer Interpretation dieses Ergebnisses ist allerdings zu beachten, daß nicht zwischen „Umsteigern“ (im Sinne von

Wechslern aus dem Ausbildungsberuf in eine auf gleicher Hierarchiestufe einzuordnende Tätigkeit – Dreher arbeitet als Lackierer) und „Aufsteigern“ (Dreher wird technischer Angestellter mit dispositiven Aufgaben) unterschieden wird. Eine solche Unterscheidung wäre zwar im Prinzip anhand der Berufsordnungsnummern von Ausbildungsberuf und jetziger Tätigkeit möglich – eine konkrete Zuordnung von Personen zu einer der beiden genannten Gruppen erfordert jedoch in sehr vielen Fällen eine subjektive Entscheidung („Floristin wird Sachbearbeiterin in einer Behörde“) und ist damit in einem erheblichen Maße willkürlich. Wir haben daher darauf verzichtet, eine entsprechende Einteilung vorzunehmen.

Um zu ermitteln, ob sich der ausbildungsadäquate Einsatz auszahlt, werden die hypothetischen Einkommen für die adäquat bzw. nicht adäquat beschäftigte Durchschnittsper-

Tabelle 5: Ergebnisse von Einkommensfunktionsschätzungen mit dem Datensatz BREMEN (Methode: OLS; endogene Variable: log. Einkommen; n = 2241)

| Modell | | 0 | 1 | 2 |
|--------------------------------------|---------------|----------|----------|-----------|
| Exogene Variable | | | | |
| Konstante | $\hat{\beta}$ | 6.40 | 6.48 | 6.46 |
| | t | 133.73 | 94.67 | 104.91 |
| Schulbildung | $\hat{\beta}$ | 0.067 | 0.071 | 0.068 |
| | t | 16.82 | 13.42 | 14.16 |
| Berufserfahrung | $\hat{\beta}$ | 0.040 | 0.036 | 0.042 |
| | t | 22.67 | 11.42 | 14.90 |
| Berufserfahrung ² | $\hat{\beta}$ | - 0.0008 | - 0.0006 | - 0.0007 |
| | t | 19.73 | 10.76 | 14.05 |
| Tenure | $\hat{\beta}$ | 0.002 | 0.004 | 0.004 |
| | t | 3.24 | 3.98 | 4.35 |
| Betriebsgröße | $\hat{\beta}$ | 0.00001 | 0.000008 | 0.000006 |
| | t | 1.39 | 0.69 | 0.06 |
| Überstunden | $\hat{\beta}$ | 0.0065 | 0.0058 | 0.0068 |
| | t | 15.61 | 10.86 | 13.77 |
| ADÄQUAT* | $\hat{\beta}$ | | - 0.088 | - 0.010 |
| | t | | 0.89 | 0.09 |
| " · Schulbildung* | $\hat{\beta}$ | | - 0.0087 | - 0.0073 |
| | t | | 1.08 | 0.84 |
| " · Berufserfahrung* | $\hat{\beta}$ | | 0.015 | 0.002 |
| | t | | 3.43 | 0.50 |
| " · (Berufserfahrung) ² * | $\hat{\beta}$ | | - 0.0003 | - 0.00001 |
| | t | | 3.02 | 0.11 |
| " · Tenure* | $\hat{\beta}$ | | - 0.003 | - 0.003 |
| | t | | 2.22 | 1.80 |
| " · Betriebsgröße* | $\hat{\beta}$ | | 0.000005 | 0.00003 |
| | t | | 0.28 | 1.42 |
| " · Überstunden | $\hat{\beta}$ | | 0.0018 | - 0.0014 |
| | t | | 2.12 | 1.46 |
| R ² | | 0.347 | 0.354 | 0.358 |
| \bar{R}^2 | | 0.345 | 0.350 | 0.354 |

* Konstruiert mit der Variable ADÄQUAT 1 (ADÄQUAT 2) in Modell 1 (Modell 2)

⁴⁾ Im Vergleich zum Betriebsdatensatz ist zu beachten, daß dort Steigerungen um Prozentpunkte, hier aber prozentuale Steigungen ausgewiesen werden. Um eine Größenordnungsvorstellung zu gewinnen, kann man für eine ansonsten in allen Variablen durchschnittliche Person bei 0 Jahre Tenure ein Einkommen von 2063 DM und bei 45 Jahren Tenure (= Erwerbsleben in einem Betrieb) ein Einkommen von 2470 DM angeben.

son berechnet (Basis für diese und die folgenden Berechnungen ist Modell 1). Für eine nicht-ausbildungsadäquat beschäftigte Person erhält man einen monatlichen Nettodurchschnittsverdienst von 2214 DM gegenüber 2188 DM für eine ausbildungsadäquat beschäftigte. Im Vergleich zum Betriebsdatensatz, in dem sich ein ausbildungsadäquater Einsatz c.p. bezahlt machte, mag dieses Ergebnis verwundern. Man muß allerdings beachten, daß es nur für die „Durchschnittsperson“ gilt. Daher haben wir für jede der 2241 Personen die hypothetischen Einkommen für die beiden Fälle der ausbildungsadäquaten und nicht ausbildungsadäquaten Beschäftigung bestimmt. Lediglich 962 Arbeitskräfte würden bei ausbildungsadäquater Beschäftigung ein höheres Einkommen erzielen als bei ausbildungsfremder. Von den 978 Personen, die nach der Variable ADÄQUAT 1 ausbildungsadäquat eingesetzt sind, würden ceteris paribus sogar zwei Drittel bei ausbildungsfremden Einsatz ein höheres Einkommen erzielen.

4. Fazit

Ein Einfluß der Betriebszugehörigkeitsdauer auf das Einkommen bzw. auf die Lohngruppe kann nur für nicht ausbildungsadäquat beschäftigte Personen nachgewiesen werden. Hierbei ist daran zu erinnern, daß nicht ausbildungsadäquate Beschäftigung auch dann vorliegt, wenn ein Beschäftigter mit abgeschlossener Lehre nach einigen Jahren Betriebszugehörigkeitsdauer aus einer ausbildungsadäquaten Position in der Produktion in eine Position wechselt, die in der betrieblichen Hierarchie höher angesiedelt ist. Ein solcher Fall liegt z. B. vor, wenn ein gelernter Maschinenschlosser den „Sprung“ auf eine Position als technischer Angestellter mit kontrollierenden und vorbereitenden Aufgaben schafft; bei einer Befragung wird dieser Beschäftigte vermutlich die Frage, ob er in seinem gelernten Beruf tätig ist, mit „Nein“ beantworten. Während diese Personengruppe in dem Datensatz BREMEN erfaßt ist, jedoch aus den oben genannten Gründen nicht identifiziert werden kann, fehlt sie (mit aller Wahrscheinlichkeit) im Datensatz BETRIEB.

Anders ausgedrückt: Wer sein gesamtes Berufsleben lang die gelernte Tätigkeit ausübt, verzeichnet nach unseren Ergebnissen kein ansteigendes Tenure-Lohnprofil. Eine Interpretation hierfür ist, daß die Tätigkeit in ein und demselben Beruf nicht mit einer Akkumulation von zusätzlichem Humankapital verbunden ist. Dies erinnert an das aus der Segmentierungstheorie bekannte Konzept eines „berufsfachlichen Arbeitsmarktsegments“, in dem Ausbildungszertifikate – z. B. Facharbeiterbriefe – die Zutrittsbeschränkung darstellen, und wo zwischenbetriebliche Arbeitsplatzwechsel ohne Einkommenseinbußen möglich sind. In beschränktem Ausmaß mögen solche Wechsel auch zwischen Berufen möglich sein, wenn diese dieselben Schlüsselqualifikationen verlangen (vgl. Kaiser 1988).

Die zweite wesentliche Frage, ob sich ein ausbildungsadäquater Einsatz im Betrieb bezahlt macht, findet zwei unterschiedliche Antworten. Eine Betriebs-Fallstudie zeigt hier einen ganz deutlichen positiven Effekt, der Individualdatensatz für das Bundesland Bremen kann diesen Einfluß jedoch nicht bestätigen.

Die Hypothese, daß sich eine ausbildungsadäquate Tätig-

keit ceteris paribus auszahlt, klingt jedoch – sieht man von dem soeben diskutierten Fall eines Aufstiegs in der Hierarchie ab – zunächst sehr überzeugend. Wenn man an ihr festhalten will, führt das offenbar zu der Frage, welche Einflüsse der Betriebsdatensatz im Vergleich zum Datensatz BREMEN implizit kontrolliert. Zunächst ist es relativ unwahrscheinlich, daß es sich um regionale Einflüsse handelt, da der Datensatz Bremen regional ebenfalls stark eingegrenzt ist. Nach unseren Ergebnissen spielen auch Betriebsgröße und Berufsgruppen keine Rolle: Um für beide Effekte auch im Datensatz BREMEN zu kontrollieren, haben wir dort entsprechende Stichproben gezogen, in denen ein einkommenserhöhender Einfluß einer ausbildungsadäquaten Beschäftigung ebenfalls nicht gefunden werden konnte⁵⁾.

Neben institutionellen Erklärungsansätzen – zu denken wäre hier z. B. an Tarifverträge – könnte eine Erklärung lauten, daß Entlohnungsstrukturen neben den bekannten allgemeinen Mustern („schooling“, „experience“) auch eine betriebs- und sektorspezifische Komponente aufweisen. Neuere Ansätze der arbeitsökonomischen Forschung wie die Effizienzlohn- oder die Insider-Outsider-Theorie (vgl. Gerlach/Hübler 1985 und Lindbeck/Snowder 1987) wären mit einem solchen Gedanken durchaus vereinbar, da sie eine Lohnfindung auf der betrieblichen Ebene nahelegen.

Ferner wäre zu überprüfen, inwiefern unbeobachtete Heterogenität zwischen ausbildungsadäquat und nicht ausbildungsadäquat beschäftigten Personen die Ergebnisse verzerren. Entsprechende Schätzansätze mit Korrekturen⁶⁾ hierfür setzen jedoch geeignete Längsschnittdatensätze in tiefer sektoraler, beruflicher und regionaler Gliederung voraus. Diese stehen der Forschung für die Bundesrepublik Deutschland bisher nicht zur Verfügung.

Literatur

- Abraham, K. G., Farber, H. S. (1988), Returns to Seniority in Union and Nonunion Jobs: A New Look at the Evidence, *Industrial and Labor Relations Review* 42, 3-19.
- Amemiya, T. (1984), Tobit models: a survey, *Journal of Econometrics* 24, 3-61.
- Bellmann, L. (1986), Senioritätsentlohnung, betriebliche Hierarchie und Arbeitsleistung. Eine theoretische und empirische Untersuchung zur Lohnstruktur, Frankfurt/New York: Campus.
- Blaug, M. (1970), Education and the Employment Problem in Developing Countries, Genf.
- Blaug, M. (1973), An Introduction to the Economics of Education, Harmondsworth, Middlesex: Penguin.
- Brüderl, J. (1989), Betriebliche Lohnmobilität. Empirische Ergebnisse mit den Sudwerk-Daten, München: mimeo.
- Ehrenberg, R. G., Smith, R. S. (1988), *Modern Labor Economics*, Glenview, London.
- Gerlach, K., Hübler, O. (1985), Lohnstruktur, Arbeitsmarktprozesse und Leistungsintensität, in: F. Buttler, J. Kühl, B. Rahmann, Hrsg., Staat und Beschäftigung. Angebots- und Nachfragepolitik in Theorie und Praxis, Nürnberg (BeitrAB 88), 249-290.
- Gerlach, K., Kehlbeck, H. (1988), Regionale Unterschiede der Arbeitseinkommen. Eine empirische Überprüfung der Humankapitaltheorie, Forschungs- und Sitzungsberichte der Akademie für Raumforschung und Landesplanung 168, Hannover, 239-283.

⁵⁾ Die Ergebnisse sind hier nicht ausgewiesen.

⁶⁾ Vgl. als Ansatz hierzu Abraham/Farber 1988 sowie Brüderl 1989, wo jedoch Unterschiede zwischen ausbildungsadäquater und nicht ausbildungsadäquater Beschäftigung nicht betrachtet werden.

- Helberger, C. (1988), Eine Überprüfung der Linearitätsannahme der Humankapitaltheorie, in: Bodenhöfer (Hrsg.), *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt*, Berlin: Duncker & Humblot, 151-170.
- Hübler, O., Gerlach, K. (1988), Sectoral Wage Patterns, Individual Earnings, and the Efficiency Wage Hypothesis, Hannover, mimeo.
- Hübler, O., Gerlach, K. (1989), Berufliche Lohndifferentiale, in: Gerlach, K., Hübler, O. (Hrsg.), *Effizienzlohntheorie, Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel*, Frankfurt, New York: Campus, 149-178.
- Kaiser, M. (1988), Berufliche Flexibilität – Konzeption, Befunde, Schlußfolgerungen, Kritik und Forschungsperspektiven, in: Mertens, D. (Hrsg.), *Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 3. Auflage, Nürnberg: IAB, BeitrAB 70, 513-560.
- Lindbeck, A., Snower, D. J. (1987), Efficiency Wages versus Insiders and Outsiders, *European Economic Review* 31, 407-416.
- Lorenz, W., Wagner, J. (1988a), Einkommensfunktionen, *WiSt - Wirtschaftswissenschaftliches Studium* 17, 357-360.
- Lorenz, W., Wagner, J. (1988b), Entlohnung von Humankapital im regionalen Vergleich. Eine ökonometrische Untersuchung mit Individualdaten für die Bundesrepublik Deutschland, in: *Regionale Lohn- und Beschäftigungsstrukturen. Empirische Befunde für die Bundesrepublik*, Hannover: NIW, 1-20.
- Möhle, E.-M. (1982), Die Filterfunktion des Bildungswesens: Filtermodelle und ihre empirische Überprüfung, Nürnberg: IAB, BeitrAB 71.
- Pfau, B. (1986), Arbeitsplatz- und Arbeitsmarktsituation in Bremen. Band 4: Veränderungen von Erwerbsverläufen in der Krise. Forschungsberichte der Zentralen wissenschaftlichen Einrichtung „Arbeit und Betrieb“, Bremen.
- Psacharopoulos, G. (1985), Returns to Education: A Further International Update and Implications, *Journal of Human Resources* XX, 583-604.
- Rosek, R. N., Nelson, F. D. (1975), Estimation of the two-limit probit regression model, *Econometrica* 43, 141-146.
- Spence, M. (1973), Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics* 87, 355-374.
- Wagner, J., Lorenz, W. (1988), The Earnings Function under Test, *Economics Letters* 27, 95-99.
- Wagner, J., Lorenz, W. (1988b), An International Comparison of the Rates of Return to Human Capital: Evidence from Five Countries, *The Luxembourg Income Study, Working Paper 23*, Luxembourg (erscheint in: *Research in Economic Inequality*).
- Wagner, J., Lorenz, W. (1989), Einkommensfunktionsschätzungen mit Längsschnittdaten für vollzeiterwerbstätige deutsche Männer, *Konjunkturpolitik* 35, 99-109.